

1

FILIP CHYBALSKI

Katedra Zarządzania
Politechnika Łódzka

UBÓSTWO RELATYWNE I ABSOLUTNE W POPULACJI EUROPEJSKICH EMERYTÓW¹

1. Wstęp

Jednym z wymiarów adekwatności emerytur w rozumieniu celów Metody Otwartej Koordynacji jest zapobieganie ubóstwu [European Commission, 2003]. Najbardziej popularna miara tego ubóstwa, jaką jest stopa zagrożenia nim (*at-risk-of-poverty-rate*), ma charakter relatywny. Mierzy ona bowiem ubóstwo przyjmując za miarę referencyjną medianę dochodów w populacji danego kraju. Inną miarą, którą można również zastosować do oceny ubóstwa, jest wskaźnik pogłębionej materialnej deprivacji (*severe material deprivation*), który nie odnosi się do dochodów populacji w żaden sposób, bazuje natomiast na stopniu, w jakim dana populacja wiekowa zaspokaja określone potrzeby materialne. Rodzi się pytanie, czy obie wspomniane miary należy traktować jako alternatywne czy jako komplementarne, czy powielają one informacje, czy też zawarte w nich informacje istotnie się różnią. Podobieństwo tych miar oznaczałoby, że w analizach komparatywnych w przekroju międzynarodowym użycie którejkolwiek z nich prowadziłoby do podobnego uporządkowania badanych krajów pod względem poziomu ubóstwa w populacji emerytów. Natomiast ich rozbieżność oznaczałaby istotne różnice w tego typu uporządkowaniu, a tym samym skłaniałaby do traktowania tych miar jako komplementarne.

Celem niniejszego opracowania jest ocena, czy występuje zależność pomiędzy ubóstwem relatywnym i ubóstwem absolutnym w populacji emerytów

¹ Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki, przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2013/09/B/HS4/01516.

krajów europejskich, a jeśli tak, to czy zależność ta ma charakter pozytywny, czy też negatywny. Innymi słowy, jeśli ubóstwa relatywne i absolutne współzależą, to czy, jak można by oczekiwać, spadkowi/wzrostowi jednego towarzyszy spadek/wzrost drugiego.

2. Ubóstwo relatywne i absolutne

Ubóstwo można rozumieć jako zjawisko absolutne bądź jako zjawisko relatywne. W ujęciu absolutnym, ubóstwo opiera się na stopniu zaspokojenia potrzeb zdefiniowanych w określonych kategoriach jakościowych lub ilościowych. Przy czym poziom zaspokojenia potrzeb danego gospodarstwa domowego nie jest odnoszony do stopnia, w jakim potrzeby te są zaspokajane w innych gospodarstwach domowych. W ujęciu relatywnym, ocena ubóstwa danego gospodarstwa domowego oparta jest na odniesieniu się do stopnia, w jakim są zaspokojone potrzeby innych gospodarstw domowych [zob. Panek, 2013]. Można powiedzieć, że w przypadku ubóstwa absolutnego nie stosujemy żadnego punktu odniesienia, benchmarku. Taki benchmark natomiast stosujemy w przypadku ubóstwa relatywnego i zazwyczaj jest on skonstruowany w oparciu o dochody w badanej populacji.

W ocenie stopnia realizacji celów Otwartej Metody Koordynacji w zakresie zabezpieczenia emerytalnego, za podstawową miarę ubóstwa przyjęto stopę zagrożenia ubóstwem (*at-risk-of-poverty-rate*) [zob. European Commission, 2006]. Miara ta (zwana w dalszej części opracowania stopą ubóstwa i jako zmienna oznaczona przez skrót ARP, od jej angielskiej nazwy) jest wskazana jako pierwsza w grupie tzw. *primary indicators*, służących ocenie adekwatności emerytur. Wskaźnik ten mierzy odsetek populacji żyjącej poniżej granicy ubóstwa, za którą przyjmuje się 60% mediany ekwiwalentnego dochodu z uwzględnieniem transferów socjalnych. Granica ta ma oczywiście charakter relatywny i nie odnosi się do wydatków gospodarstw domowych, lecz do ich dochodów. Przez to, podczas gdy w jednym kraju dochód na poziomie 60% mediany dochodów w całej populacji może zapewniać standard życia na poziomie uznanym za wyższy od (zdefiniowanej wydatkowo) granicy ubóstwa, w innym kraju może być odwrotnie. Ponadto, przynajmniej za teoretycznie możliwą, należy dopuścić sytuację, w której w danym kraju cała populacja nie jest w stanie z uzyskiwanych dochodów zaspokoić potrzeb materialnych uznanych za podstawowe, jednak przynajmniej część tej populacji będzie osiągać dochody powyżej granicy 60% mediany dochodów całej populacji. Tym samym, zgodnie z koncepcją ubóstwa relatywnego, osoby te nie będą ubogie. Dlatego granica ubóstwa, odnosząca się do określonej miary referencyjnej, jaką jest np. mediana dochodów w całej populacji, nie jest doskonała.

Wobec powyższego, warto w komparatywnych ocenach adekwatności emerytur w wymiarze zapobiegania ubóstwu, obok miary odnoszącej się do koncepcji relatywnego ubóstwa, stosować miarę odnoszącą się do koncepcji ubóstwa absolutnego. Wówczas ocena tego ubóstwa nie jest oparta na benchmarku. Jeśli jest nim bowiem nawet pewien parametr pozycyjny, na przykład mediana, to mimo jej odporności na skrajne wartości dochodów (najwyższe, ale także najniższe dochody w populacji nie wpływają na wartość mediany dochodów w całej populacji) pozostaje on pod wpływem nierównomierności rozkładu tych dochodów. Tym samym w jednym kraju 60% mediany dochodów może lepiej reprezentować osoby o niższych dochodach, podczas gdy w innym kraju 60% mediany może lepiej odzwierciedlać dochody osób zamożnych. Dlatego jako miarę uzupełniającą można zastosować wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej (*severe material deprivation rate*, oznaczany w opracowaniu skrótem SMD), która mierzy odsetek populacji żyjącej w gospodarstwach domowych, niemogących zaspokoić przynajmniej 4 spośród następujących 9 potrzeb materialnych [zob. Eurostat, 2012; Maitre i in., 2013]²:

- 1) opłata za czynsz lub rachunki,
- 2) utrzymanie odpowiedniego ciepła (temperatury) w domu,
- 3) niespodziewane wydatki,
- 4) jedzenie mięsa, ryb lub innych produktów równowartościowych pod względem zawartości białek co drugi dzień,
- 5) tydzień wakacji poza domem,
- 6) posiadanie samochodu,
- 7) pralka,
- 8) telewizor kolorowy,
- 9) telefon.

Wskaźnik SMD jako miara ubóstwa absolutnego nie uzależnia zaliczenia bądź niezaliczenia danej jednostki (gospodarstwa domowego) do sfery ubóstwa na podstawie porównania jej dochodów z dochodami referencyjnymi, na przykład z 60% mediany dochodów, jak to ma miejsce w przypadku wskaźnika ARP. Jedynym kryterium, które kwalifikuje daną jednostkę do uznania ją za żyjącą w ubóstwie, jest jej niezdolność do zaspokojenia określonej liczby potrzeb spośród wskazanych jako podstawowe. Tym samym SMD jest miarą uniezależnioną od dochodów w sposób pośredni, a nie bezpośredni. Dochód bowiem nie stanowi kryterium zakwalifikowania danej jednostki do sfery ubóstwa. Tym kryterium jest natomiast zdolność do zaspokojenia określonej potrzeby materialnej. W konsekwencji wskaźnik SMD jest odporny na równość

² Można też wykorzystać wskaźnik zwykłej deprivacji materialnej (*material deprivation rate*), który uwzględnia odsetek tych jednostek populacji, które nie są w stanie zaspokoić przynajmniej 3 spośród wymienionych potrzeb.

dochodów w danej populacji, ponieważ bez względu na ich poziom, nadal mierzy udział w populacji osób, które nie mogą zaspokoić co najmniej 4 spośród 9 wymienionych potrzeb materialnych.

3. Dane i metoda

Przeprowadzone badanie, mające na celu ocenę współzależności pomiędzy ubóstwem relatywnym i absolutnym, objęło 30 następujących krajów europejskich: Belgia, Bułgaria, Czechy, Dania, Niemcy, Estonia, Irlandia, Grecja, Hiszpania, Francja, Włochy, Cypr, Łotwa, Litwa, Luksemburg, Węgry, Malta, Holandia, Austria, Polska, Portugalia, Rumunia, Słowenia, Słowacja, Finlandia, Szwecja, Wielka Brytania, Islandia, Norwegia, Szwajcaria. Materiał statystyczny obejmował dane Eurostat z lat 2007-2013 dla omówionych wcześniej miar ubóstwa oraz następujące zmienne, mogące pozostawać we współzależności z miarami ARP lub SMD, bądź w związku przyczynowo-skutkowym:

- zagregowana stopa zastąpienia z wyłączeniem innych świadczeń socjalnych (*agregated replacement ratio*, ARR), definiowana przez Eurostat jako iloraz mediany indywidualnych dochodów brutto w populacji wiekowej 64-75 oraz w populacji 50-59. Miara ta uwzględnia dochody brutto, co stanowi jej wadę, ponieważ obciążenia z tytułu składek na ubezpieczenia społeczne dla emerytów są dość często niższe aniżeli dla osób pracujących. Bazowanie w analizach porównawczych na dochodzie brutto zamiast netto może stanowić istotny problem i powodować zniekształcenie wniosków w odniesieniu do krajów z progresywną skalą w podatku dochodowym;
- wskaźnik mediany relatywnych dochodów (*median relative income ratio* MRI), zgodnie z definicją Eurostatu, jest ilorazem mediany ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji w populacji osób w wieku 60+ oraz mediany analogicznych dochodów w populacji osób w wieku 0-59. Podczas, gdy miara ARR uwzględnia dochód brutto bez dodatkowych świadczeń socjalnych, wskaźnik MRI bazuje na dochodzie po opodatkowaniu i uwzględnia dodatkowe świadczenia socjalne, dlatego można go traktować jako miarę uzupełniającą względem stopy zastąpienia;
- wskaźnik symptomów redystrybucji RS postaci:³

$$RS = \frac{S80 / S20_{65-}}{S80 / S20_{65+}},$$

gdzie $S80/S20_{65-}$ oznacza wskaźnik nierównomierności dochodów w populacji wiekowej 0-64 lata, a $S80/S20_{65+}$ wskaźnik nierównomierności dochodów w populacji wiekowej 65 lat i więcej. Wspomniana nie-

³ Wskaźnik ten został szerzej omówiony w pierwszym rozdziale niniejszej monografii.

równomierność dochodów jest definiowana przez Eurostat jako iloraz całkowitych dochodów do dyspozycji 20% populacji (w danej grupie wiekowej lub całej populacji) o najwyższych dochodach oraz 20% populacji o najniższych dochodach. Im większa wartość tego wskaźnika, tym większa nierównomierność dochodów. Stąd też wyższa wartość wskaźnika RS sugeruje wyższą redystrybucję dochodów w kierunku emerytów, czego symptomem jest niższe zróżnicowanie dochodów w tej populacji w porównaniu z młodszą populacją.

W procedurze badawczej zastosowano następujące narzędzia statystyczne i ekonometryczne:

- współczynnik korelacji liniowej Pearsona dla danych przekrojowych (oszacowany dla każdego roku oddzielnie) w celu zbadania współzależności pomiędzy zmiennymi ARP i SMD,
- współczynnik korelacji rang Spearmana w celu zbadania zgodności uporządkowań krajów pod względem obu miar ubóstwa, co stanowi uzupełnienie wskazanego wyżej współczynnika korelacji liniowej Pearsona, ponieważ współczynnik korelacji rang, jako miara nieparametryczna, umożliwia badanie zależności korelacyjnej między zmiennymi bez względu na postać analityczną tej zależności,
- modele regresji dla danych przekrojowych (oszacowane dla każdego roku oddzielnie) oraz modele regresji dla danych panelowych (przekrojowo-czasowych), w których zmiennymi objaśnianymi są miary ARP oraz SMD, a zmiennymi objaśniającymi wskaźniki ARR oraz MRI (jako potencjalnie współzależne z miarami ARP oraz SMD), a także wskaźnik RS, ponieważ redystrybucja powinna służyć przede wszystkim redukcji ubóstwa. Porównanie oszacowań parametrów w modelach dla zmiennej ARP z modelami dla zmiennej SMD pozwoli odpowiedzieć na pytanie, czy oba rodzaje ubóstwa pozostają w podobnej współzależności lub pod podobnym wpływem zmiennych objaśniających.

Podjmując decyzję w zakresie wyboru modelu regresji panelowej, w tym dobierając rodzaj efektów (ustalone FE – *fixed effects*, bądź losowe RE – *random effects*), wykorzystano test Breuscha-Pagana, test F na zróżnicowanie wyrazu wolnego oraz test Hausmana [por. Ajmani, 2009; Kufel, 2011].

4. Rezultaty

Analiza tendencji rozwojowych średnich wartości obu miar ubóstwa dla poszczególnych lat wskazuje, że ubóstwo wśród emerytów w Europie maleje. Zmniejsza się również różnica pomiędzy odsetkiem osób pozostających w ubóstwie relatywnym oraz odsetkiem osób pozostających w ubóstwie

absolutnym. Ogólne tendencje w kształtowaniu się obu badanych miar w analizowanym okresie można zatem uznać za zgodne (zob. tab. 1).

Tabela 1. Średnie wartości wskaźników ubóstwa ARP i SMD i ich różnicy oraz wskaźników charakteryzujących poziom wygładzenia konsumpcji ARR i MRI w poszczególnych latach

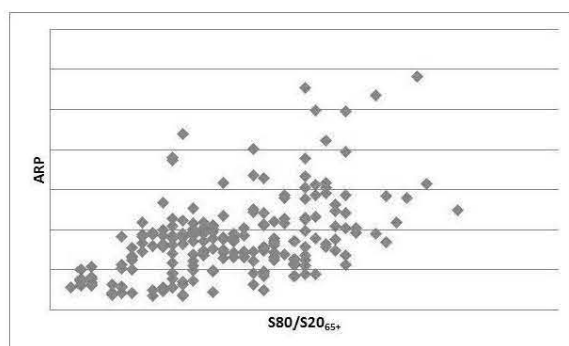
Rok	ARP	SMD	ARP-SMD	ARR	MRI
2007	20,55	11,16	9,40	0,47	0,80
2008	21,52	9,57	11,95	0,48	0,79
2009	20,43	8,74	11,69	0,49	0,81
2010	15,91	8,73	7,18	0,51	0,85
2011	15,26	8,71	6,55	0,52	0,86
2012	14,86	8,88	5,98	0,52	0,87
2013	14,14	8,38	5,75	0,53	0,89

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Podczas gdy maleją wartości wskaźników ubóstwa (ARP i SMD), rosną wartości wskaźników charakteryzujących poziom dochodów emerytów w relacji do dochodów populacji aktywnej zawodowo (ARR i MRI). Oznacza to, że zarówno w wymiarze ochrony przed ubóstwem, jak i w wymiarze wygładzania konsumpcji, adekwatność systemów emerytalnych w analizowanym okresie poprawiła się. Jednak zgodność tendencji kształtowania się średnich wartości obu wskaźników ubóstwa nie oznacza, że występuje zgodna zależność pomiędzy obiema miarami w przekroju badanych krajów. Szwajcaria i Wielka Brytania, podczas gdy charakteryzują się stosunkowo wysoką stopą ubóstwa relatywnego (ARP) na tle badanych krajów, pod względem ubóstwa absolutnego (SMD) prezentują się relatywnie dobrze. Znow w przypadku Węgier, Polski, Słowacji, czyli krajów z naszego regionu, jest zupełnie odwrotnie i stosunkowo (na tle pozostałych krajów) niskiej stopie ubóstwa relatywnego towarzyszy stosunkowo wysoka stopa ubóstwa absolutnego. W przypadku takich krajów, jak Niemcy, Irlandia, Grecja, Łotwa, Luksemburg, Holandia, Portugalia, pozycja w grupie badanych krajów pod względem wskaźnika ARP jest wysoce zbieżna z pozycją pod względem wskaźnika SMD. Warto również nadmienić, że porównując dla każdego kraju średniookresową wartość wskaźnika ubóstwa relatywnego ze wskaźnikiem ubóstwa absolutnego, tylko w przypadku Bułgarii, Węgier, Polski⁴, Rumunii i Słowacji wskaźnik SMD jest wyższy od wskaźnika ARP. Oznacza to, że cechą charakterystyczną krajów postkomunistycznych na tle całej Europy jest wyższe ubóstwo absolutne niż relatywne. Dowodzi to opisanej

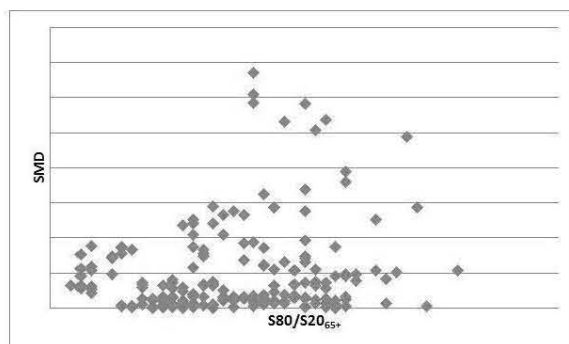
⁴ W Polsce w 2013 roku relacja ta uległa zmianie i wskaźnik ARP, równy 12,1%, przewyższył wskaźnik SMD, równy 11,5%.

weześniej wady miary ubóstwa relatywnego, jaką jest brak odporności na względny brak zróżnicowania dochodów w populacji. Na rys. 1 dostrzec bowiem można pozytywną zależność korelacyjną pomiędzy stopą ubóstwa ARP a wskaźnikiem nierówności dochodów w grupie wiekowej 65+ ($S80/S20_{65+}$). Natomiast miara SMD, oparta na absolutnej koncepcji ubóstwa, nieodnosząca się w sposób bezpośredni do dochodów, wykazuje brak podobnej zależności korelacyjnej ze wskaźnikiem nierówności dochodów w grupie wiekowej 65+ ($S80/S20_{65+}$).



Rys. 1. Wykres korelacyjny wskaźników ARP oraz $S80/S20_{65+}$ dla danych z lat 2007-2013

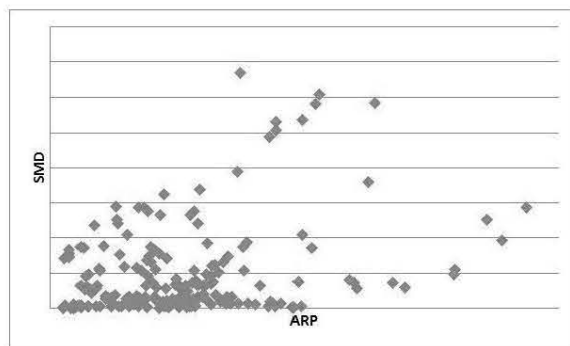
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



Rys. 2. Wykres korelacyjny wskaźników SMD oraz $S80/S20_{65+}$ dla danych z lat 2007-2013

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 3 w sposób bezpośredni sugeruje brak mocnej współzależności korelacyjnej pomiędzy wskaźnikami ubóstwa relatywnego oraz absolutnego, dostrzegalna jest co najwyżej słaba dodatnia korelacja tych dwóch miar.



Rys. 3. Wykres korelacyjny wskaźników SMD oraz ARP dla danych z lat 2007-2013

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Obliczony współczynnik korelacji Pearsona dla szeregów przekrojowych w poszczególnych latach wahał się w przedziale od 0,18 do 0,42, i tylko w jednym roku (2009) był istotny na poziomie istotności równym 0,05. Współczynnik korelacji rang Spearmana obliczony dla całego okresu wyniósł tylko 0,21 i co prawda był istotny statystycznie, jednak z powodu licznej próby ($n = 210$). Obliczony natomiast dla każdego roku oddzielnie (wówczas liczebność próby wynosiła $n = 30$) wahał się pomiędzy 0,08 a 0,32 i w żadnym roku nie był istotny statystycznie na poziomie istotności równym 0,05.

Wyniki estymacji modeli regresji dla danych panelowych oraz dla danych przekrojowych sugerują ponadto, że oba wskaźniki ubóstwa pozostawały w różnej współzależności lub pod różnym wpływem stopy zastąpienia, mediany relatywnych dochodów, czy też poziomu symptomów redystrybucji (tab. 2).

Tabela 2. Wyniki estymacji modeli regresji dla wskaźników ubóstwa

Zmienna objaśniana	Stała	ARR	MRI	RS	Uwagi
Modele dla danych panelowych					
ARP ₂₀₀₇₋₂₀₁₃	94,82 ^{***5}	-5,65	-71,55 ^{***}	-11,06 ^{***}	Model RE
SMD ₂₀₀₇₋₂₀₁₃	14,15 ^{***}	-22,44 ^{***}	-0,44	5,10 ^{***}	Model FE
Modele dla danych przekrojowych					
ARP ₂₀₀₇	99,39 ^{***}	-48,42 ^{**}	-60,58 ^{***}	-5,67	R ² = 0,74
SMD ₂₀₀₇	-17,73	-101,51 ^{**}	41,68	33,24 ^{***}	R ² = 0,44
ARP ₂₀₀₈	101,69 ^{***}	-39,51 [*]	-70,18 ^{***}	-4,53	R ² = 0,73
SMD ₂₀₀₈	-7,46	-47,20	-0,09	31,28 ^{***}	R ² = 0,38
ARP ₂₀₀₉	98,08 ^{***}	-28,35	-73,69 ^{***}	-3,08	R ² = 0,71
SMD ₂₀₀₉	4,34	-47,21	-2,21	22,97 ^{***}	R ² = 0,30
ARP ₂₀₁₀	74,59 ^{***}	-25,44	-48,45 ^{***}	-3,32	R ² = 0,56
SMD ₂₀₁₀	-5,77	-21,73	0,77	18,95 ^{**}	R ² = 0,22
ARP ₂₀₁₁	74,34 ^{***}	-16,06	-47,88 ^{**}	-7,37 ^{**}	R ² = 0,57
SMD ₂₀₁₁	-20,01	-46,65	27,72	21,99 ^{***}	R ² = 0,30
ARP ₂₀₁₂	57,61 ^{***}	-14,17	-35,57 ^{**}	-3,40	R ² = 0,45
SMD ₂₀₁₂	-16,22	-21,63	9,19	21,40 ^{***}	R ² = 0,31
ARP ₂₀₁₃	47,77 ^{***}	-10,97	-33,27 ^{**}	1,27	R ² = 0,41
SMD ₂₀₁₃	-18,60	-45,82	22,34	23,43 ^{***}	R ² = 0,35

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Parametry w modelu regresji panelowej sugerują, że stopa ubóstwa relatywnego, jak można było oczekiwać, jest ujemnie skorelowana z medianą relatywnych dochodów, a ponadto z symptomami redystrybucji. Jednak w modelach regresji dla danych przekrojowych już nie jest raczej dostrzegalny

⁵ Dotyczy poziomu istotności: *** oznacza poziom istotności niższy od 0,01, ** niższy od 0,05, a * niższy od 0,1. Brak gwiazdki oznacza poziom istotności nie niższy od 0,1.

istotny wpływ redystrybucji na redukcję ubóstwa relatywnego.⁶ Natomiast w przypadku modelu regresji panelowej dla stopy ubóstwa absolutnego, ujemna współzależność występuje ze stopą zastąpienia oraz dodatnia z redystrybucją. Ponadto ta dodatnia zależność pomiędzy redystrybucją a stopą ubóstwa absolutnego została potwierdzona w każdym modelu regresji dla danych przekrojowych. Może to oznaczać, że w analizowanym okresie redystrybucja nie była skutecznym narzędziem redukcji ubóstwa absolutnego. Oszacowane modele sugerują również, że stopa zastąpienia raczej nie wpływa w zasadniczy sposób na ubóstwo wśród emerytów. To znów może wynikać z faktu, że stopa zastąpienia jest oparta na dochodzie brutto i, na dodatek, z wyłączeniem pozostałych świadczeń socjalnych. Znow istotny wpływ innej miary wygładzania konsumpcji, jaką jest mediana relatywnych dochodów, wynika z jej ważnej zalety względem stopy zastąpienia – uwzględniania dochodów netto do dyspozycji, obejmujących również inne świadczenia socjalne.

5. Wnioski końcowe

Przeprowadzone badanie w dość jednoznaczny sposób wskazuje, że ubóstwa relatywne i absolutne w populacji emerytów są zjawiskami w znacznym stopniu odmiennymi. Nie występuje bowiem między nimi istotna dodatnia współzależność korelacyjna, pozostają pod różnym wpływem zmiennych opisujących dochody gospodarstw domowych emerytów oraz redystrybucję. Ponadto niższa nierównomierność dochodów współlistnieje z niższym ubóstwem relatywnym, nie współzależy natomiast z ubóstwem absolutnym. Ogólny wniosek, jaki można sformułować na podstawie otrzymanych wyników, potwierdza wyniki innych badań [por. Notten, Neubourg, 2011; Kotecha i in., 2013; Chybalski, 2015]. Mianowicie, redukcja ubóstwa relatywnego nie musi pociągać za sobą podobnej redukcji ubóstwa absolutnego. W analizowanym okresie bowiem, średnia wartość wskaźnika ARP w grupie badanych krajów spadła z 20,5% do 14,1%, podczas gdy średnia wartość wskaźnika SMD z 11,2% do 8,4%. Różnica w redukcji ubóstwa relatywnego i absolutnego jest zatem znacząca. Ponadto wzrost dochodów w populacji emerytów, a nawet niwelowanie różnic w tych dochodach, sprzyja przede wszystkim zmniejszaniu się sfery ubóstwa relatywnego, a nie

⁶ należy pamiętać, że modele dla danych panelowych są szacowane dla liczby obserwacji równej 210, podczas gdy modele dla danych przekrojowych dla liczby obserwacji równej 30, stąd, podczas gdy w modelu dla danych panelowych określona zmienna jest istotna statystycznie, w modelu dla danych przekrojowych może być nieistotna z racji dużo niższej liczby stopni swobody.

absolutnego. To znów sugeruje, że kierunki redystrybucji dochodów mogą być odmienne od pożądanych, a tym samym, że tego typu transfery nie trafiają przede wszystkim do osób najmniej zamożnych.

Literatura

- [1] **Ajmani V.B.:** *Applied Econometrics using the SAS system*, John Wiley & Sons, New Jersey 2009.
- [2] **Chybalski F.:** *Poverty alleviation and consumption smoothing in European pension systems: convergence or divergence*, materiał w opracowaniu, 2015.
- [3] European Commission, *Adequate and sustainable pensions*, Publication Office, Luxembourg 2003.
- [4] European Commission, *Portfolio of Overarching Indicators and Streamlined Social Inclusion, Pensions, and Health Portfolios*, Brussels 2006.
- [5] Eurostat, *Measuring material deprivation in the EU*, Eurostat Methodologies and Working Papers.
- [6] **Kotecha M., Sue A., Coutinho S.:** *Understanding the relationship between pensioner poverty and material deprivation*, Department for Work and Pensions, Research Report No. 827, 2013.
- [7] **Kufel T.:** *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2011.
- [8] **Maitre B., Nolan B., Whelan T.:** *Critical Evaluation of the EU 2020 Poverty and Social Exclusion Target: The Analysis of EU-SILC 2009*, GINI Discussion Paper 79, 2013.
- [9] **Notten G., De Neubourg Ch.:** *Monitoring absolute and relative poverty: 'not enough' is not the same as 'much less*, Review of Income and Wealth, Vol. 57, No. 2, 2011, ss. 247-269.
- [10] **Panek T.:** *Porównawcza analiza sfery ubóstwa w krajach UE w ujęciu regionalnym*, Zeszyty Naukowe Instytutu Statystyki i Demografii SGH nr 35/2013.